

TRABAJO FINAL DE INVESTIGACION

TITULO : ESTADO DE SANTA CATARINA-BRASIL. TABLA DE MORTALIDAD
INTERCENSAL 1960 - 1970.

AUTOR : ADALBERTO BAKA

ASESOR : Profesora CARMEN ARRETX

Santiago, Chile
Diciembre, 1981

CELADE - SISTEMA DOCPAL
DOCUMENTACION
SOBRE POBLACION EN
AMERICA LATINA

I N D I C E

	<u>Página</u>
INTRODUCCION	1
I ESTIMACION DE LA MORTALIDAD DE LA NIÑEZ	2
a) Bases teóricas del procedimiento de Trussell	2
b) Aplicación práctica	4
c) Evaluación de los resultados mediante la comparación con otros casos	6
II ESTIMACION DE LA MORTALIDAD ADULTA A PARTIR DE RELACIONES DE SUPERVIVENCIA INTERCENSALES $({}_5P_{10}^x)$	8
a) Bases teóricas del procedimiento (supuestos)	8
b) Aplicación del caso al estado de Santa Catarina ..	9
c) Resultados obtenidos	9
III CONSTRUCCION DE LA TABLA DE VIDA	11
a) Ajuste de los datos observados utilizando el sistema logito. Elección de la tabla estándar y significación de los parámetros α y β	11
b) Presentación de la tabla de vida. Resultados obtenidos y gráfico con las q_n^x	14
IV. CONCLUSIONES	21
BIBLIOGRAFIA	22

Indice de Cuadros y Gráficos

Cuadro		Pagina
1	Estado de Santa Catarina: Comparación de la ${}_2q_0$, ${}_3q_0$ y ${}_5q_0$ según Brass y Trussell, Censo de 1970.	3
2	Estado de Santa Catarina: Estimación de la probabilidad de morir desde el nacimiento hasta la edad x, aplicando el método de Trussell. Censo de 1970, Modelo oeste,	5
3	Comparación de las ${}_2q_0$ de la presente tabla, con las tablas de Brasil y region sur.	6
4	Probabilidad de muerte ${}_2q_0$ para el Estado de Santa Catarina, para las regiones de Brasil y para el País en el periodo 1955, 1960/70 y 1974/75.	7
5	Estado de Santa Catarina: Población nativa censada en 1960 y 1970, ambos sexos y relaciones de supervivencia decenales y quinquenales observada para el periodo y por grupos quinquenales de edad.	10
6	Estado de Santa Catarina: Población estacionaria, promedio simples de la función l_x , todos los valores de l_x , logito de las l_x observadas y estandar. 1960 - 1970.	12
7	Brasil - Estado de Santa Catarina - Tabla de Mortalidad intercensal - 1960/ 1970	17
8	Esperanza de vida al nacer para ambos sexos para las regiones del Brasil, para el Estado de Santa Catarina y para el País, periodo 1940/50, 1955 y 1974/75.	19
9	Esperanza de vida al nacer ambos sexos, del país y regiones del mundo.	19
 Gráfico		 Pagina
1	Estado de Santa Catarina: Ajuste lineal entre los logitos observados y los logitos estandar. 1970.	15
2	Estado de Santa Catarina: Probabilidad de muerte ${}_nq_x$ estimadas y comparadas con la ${}_nq_x$ de la estandar.	20

I N T R O D U C C I O N

Presentaremos aquí un trabajo que se basa en la construcción de una tabla de vida, usando relaciones de supervivencia intercensal, para el Estado de Santa Catarina en el período 1960-1970.

En este estudio fue utilizada la información de los censos de 1960 y 1970 de la población nativa del Estado por grupos quinquenales de edad.

En los censos de Brasil, desde 1940 se incluyeron preguntas con el propósito específico de estimar la fecundidad y la mortalidad de la niñez. Con este tipo de información fue posible obtener del censo de 1970 estimaciones de la mortalidad en la niñez, para ambos sexos.

Por lo tanto tenemos en este trabajo las estimaciones de la mortalidad de la niñez y la mortalidad adulta a partir de las relaciones de supervivencia intercensal, que con el uso de algunas técnicas auxiliares para suavizar y ajustar los datos originales, fue posible construir la tabla de vida 1960-1970.

En cada capítulo presentaremos la metodología correspondiente y al final de cada uno de ellos, las conclusiones. En el último capítulo de este trabajo se señalan las conclusiones generales más importantes.

I. ESTIMACION DE LA MORTALIDAD DE LA NIÑEZ

La idea de derivar probabilidades de morir a partir de la proporción de hijos muertos entre el total de hijos nacidos vivos, declarados por las mujeres en un censo o encuesta, fue originalmente presentada por Brass^{1/} y posteriormente diferentes autores basándose en esas ideas originales, desarrollan nuevos procedimientos. En este estudio, para obtener las probabilidades de morir se va a emplear el procedimiento propuesto por Trussell.^{2/}

a) Bases teóricas del procedimiento de Trussell.

i) Justificación de su uso.

Los métodos de Brass y de Trussell dan en la práctica resultados casi idénticos para las edades de 2, 3 y 5 años. La principal ventaja del procedimiento usado por Trussell, utilizado en el estudio, es que es más flexible, pues permite utilizar conjuntos diferentes de coeficientes^{3/} de regresión para cada una de las cuatro familias de la tabla de vida modelo de Coale y Demeny. Además tiene la ventaja de que no se supone constancia de la mortalidad ni de la fecundidad, esto es uno de los logros sustanciales que tiene este método sobre el original de Brass. Por Trussell también podemos determinar la ubicación en el tiempo a que corresponde cada una de las probabilidades de muerte, en símbolo ${}_xq_0^t$.

En el cuadro 1 podemos observar que la diferencia entre los resultados que se obtienen de aplicar los dos métodos no es demasiado grande, como se dijo antes, para las edades 2, 3 y 5, y la decisión de usar el método de Trussell está en que es una técnica desarrollada recientemente y en este trabajo se presenta la oportunidad de evaluar su robustez.

1/ Brass, W., Seminario sobre métodos para medir variables demográficas, CELADE, Serie D.S., N° 9, San José, Costa Rica, 1973.

2/ Trussell, I. J., "A re-estimation of the multiplying factory, for the Brass technique for determining childhood survivorship rates", en Population Studies, Vol. 29 N° 1, marzo 1975, págs. 97-107.

3/ Manual I, Chapter 4, tabla B.1, pág. 10 12/02/80.

Cuadro 1

ESTADO DE SANTA CATARINA: COMPARACION DE LA ${}_2q_0$, ${}_3q_0$ Y ${}_5q_0$ SEGUN BRASS Y TRUSSELL, CENSO DE 1970.

Edad x	${}_xq_0$	
	Brass	Trussell
2	0,09358	0,09558
3	0,10427	0,10291
5	0,11473	0,11168

Fuente: Cuadro 2.

ii) Fundamentación teórica

Trussell valiéndose de un gran número de situaciones teóricas de la mortalidad y una gama de distribuciones empíricas de la fecundidad por edad, obtuvo un conjunto diferente de coeficientes de regresión para cada una de las cuatro familias de las tablas de vida modelo de Coale y Demeny. Donde llamándose D_i a la proporción de hijos fallecidos en relación a la del total de hijos nacidos tenidos vivos y K_i al factor que transforma la proporción en la correspondiente probabilidad de muerte desde el nacimiento hasta la edad x. La relación establecida es la siguiente:

$${}_xq_0 = K_i \cdot D_i; \text{ donde } x = 1, 2, 3, 5, 10, 15, 20.$$

i representa el grupo que forma la edad de las mujeres declarantes, de forma que:

$$i = 1 = 15-19; \dots; i = 7 = 45-49.$$

Para encontrar los valores K_i , Trussell se basa en ecuaciones de regresión del siguiente tipo:

$$K_i = a_i + b_i \left(\frac{P_1}{P_2} \right) + c_i \left(\frac{P_2}{P_3} \right)$$

donde:

- P_1, P_2, P_3 = el promedio de hijos nacidos vivos tenidos por las mujeres de los grupos de edades 15-19, 20-24 y 25-29 años respectivamente.
- a_i, b_i, c_i = coeficientes de regresión que varían según el grupo de edad (i) de las mujeres.

iii) Datos básicos

- Población femenina de 15-19, 20-24,.... 40-44, 45-49 años con declaración de hijos nacidos vivos e hijos sobrevivientes.
- Hijos nacidos vivos e hijos fallecidos clasificados según los grupos de edades de las mujeres informantes, ya mencionadas.

iv) Supuestos.

Básicamente son tres.

a) la mortalidad experimentada por los hijos de las mujeres entrevistadas representa la de todos los niños nacidos en el pasado reciente.

b) los modelos usados representan aproximadamente la fecundidad y la mortalidad del estado.

c) la mortalidad de los hijos es independiente del riesgo de morir de la madre.

b) Aplicación práctica.

En el cuadro 2 se muestra la aplicación del método de Trussell con los datos del total del Estado. Los valores de x^q_0 resultantes están afectados por errores aleatorios y de la información básica, por lo que se procede a suavizarlos mediante el siguiente procedimiento. Se determinan los niveles a que corresponden las 2^q_0 , 3^q_0 , y 5^q_0 , en las tablas de Coale y Demeny (ver cuadro 2). El promedio de los tres niveles encontrados es usado para encontrar nuevos valores de 2^q_0 , 3^q_0 , y 5^q_0 . Con este nivel promedio también hallamos el valor de 10^q_0 .

Seleccionamos para el análisis de la mortalidad de la niñez, la probabilidad de morir, a partir del nacimiento hasta antes de cumplir la edad exacta de dos años: en símbolo 2^q_0 . Debido que:

- i) corresponde a una mortalidad más reciente;
- ii) la información básica se supone menos expuesta a error por el menor período retrospectivo que cubre;
- iii) los primeros dos años de edad comprenden la mayor parte de las muertes que se producen en el primer quinquenio de vida;
- iv) es una edad que tiene especial significación para los programas de salud infantiles^{4/}

^{4/} Behm, Hugo. La mortalidad en los primeros años de vida en países de la América Latina, 1968-1969. San José, C. Rica, CELADE.

Cuadro 2

Estado de Santa Catarina: Estimación de la probabilidad de morir desde el nacimiento hasta la edad x , aplicando el método de Trussell. Censo de 1970, modelo oeste.

Grupos de edades	Intervalo de edades (i)	Total de mujeres $({}_5N_x)^{1/}$	Hijos sobrevivientes $(HS)_i^{1/}$	Hijos nacidos vivos $(HNV)_i^{1/}$	Coeficientes de regresión ^{a/}			Multiplicadores $(K_i)^{b/}$
					a_i	b_i	c_i	
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
15 - 19	1	172.243	17.115	18.779	1,1414	-2,7070	0,7663	1,13835
20 - 24	2	130.865	119.491	131.797	1,2563	-0,5381	-0,2637	1,09828
25 - 29	3	91.442	219.311	243.425	1,1851	0,0633	-0,4177	1,03393
30 - 34	4	80.084	302.243	336.078	1,1720	0,2341	-0,4272	1,03573
35 - 39	5	70.767	340.782	383.776	1,1865	0,3080	-0,4452	1,05142
40 - 44	6	61.111	329.432	376.672	1,1746	0,3314	-0,4537	1,03883
45 - 49	7	49.550	269.540	314.730	1,1639	0,3190	-0,4435	1,03065

	Proporción hijos fallecidos $D_{(j)}^{e/}$	Edad del hijo (j)	Probabilidad de morir $(x^{q_0})^{d/}$	Sobrevivientes (l_x)	Nivel Equivalente en Coale y Demeny	Para el nivel medio	
						Sobrevivientes (l_x)	x^{q_0} ajustadas
	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
15 - 19	0,08861	1	0,10087	89.913	-	-	-
20 - 24	0,09337	2	0,10255	89.745	16,47	90.442	0,09558
25 - 29	0,09906	3	0,10242	89.758	16,94	89.709	0,10291
30 - 34	0,10068	5	0,10428	89.572	17,32	88.832	0,11168
35 - 39	0,11203	10	0,11779	88.221	16,91 ^{e/}	87.846	0,12154
40 - 44	0,12541	15	0,23028	86.972	-	-	-
45 - 49	0,14358	20	0,14798	85.202	-	-	-

Fuente: 1/ Censo Demográfico de 1970 - Santa Catarina. a/ Manual I. Chapter 4 Tabla B.1, pag. 10 - "Model West".

b/ $K_i = a_i + b_i \frac{P1}{P2} + c_i \frac{P2}{P3}$ c/ $D_{(j)} = \frac{(5) - (4)}{(5)}$ d/ $x^{q_0} = K_i \cdot D_{(j)}$ e/ El nivel medio de l_2, l_3 y l_1 fue igual a 16.91.

En cuanto a la elección de la familia oeste en Coale y Demeny en este trabajo, fue debido a que los niveles de mortalidad para el Brasil se parecen más al modelo oeste que los demás.

El nivel promedio (16,91) encontrado en el cuadro 2, es el que nos interesa para este caso particular, y es importante porque determina el nivel de la mortalidad correspondiente a la tabla de Coale y Demeny familia oeste, además de generar dos elementos fundamentales para la construcción de la tabla de mortalidad como son:

a) el valor de $l_2 \cdot l_3, l_5$ y l_{10}

b) ${}_5L_{10}$ es el valor de entrada para la estimación de la L_x . El valor de ${}_5L_{10}$ según nivel 16,91 en Coale y Demeny, modelo oeste es el siguiente:

$${}_5L_{10} = 437\ 295$$

c) Evaluación de los resultados mediante la comparación con otros casos.

i) Coherencia de las estimaciones.

En el cuadro 3 se presentan las ${}_2q_0$ para el Estado de Santa Catarina, información obtenida del presente trabajo; para el país y región sur de Brasil, obtenida a partir de la información proporcionada por las tablas de vida de 1955 y 1974/75 que fue construida en base a los datos de registro de estadísticas vitales utilizando la "growth balance equation" y como tabla estándar la de México de 1970.

Cuadro 3

COMPARACION DE LAS ${}_2q_0$ DE LA PRESENTE TABLA, CON LAS TABLAS DE BRASIL Y REGION SUR.

Tabla de vida	P e r í o d o		
	1955 <u>a/</u>	1960-70 <u>b/</u>	1974/75 <u>a/</u>
Brasil	0,17054		0,10908
Región Sur	0,10821		0,08399
Sta. Catarina		0,09597	

Fuente: a/ Arretx., C., CELADE, abril de 1979, Estimación de la Situación Demográfica del Brasil (borrador)

b/ Resultado de la presente tabla de vida.

Verificamos que existe una coherencia en los valores comparados entre el Estado de Santa Catarina y la región sur; ésta se hace más notoria al conocer los datos del país, ya que la región sur tiene niveles de mortalidad más bajos que el Brasil.

ii) Evaluación de la estimación

A partir de la información sobre hijos tenidos nacidos vivos e hijos sobrevivientes, contenida en el censo de 1970, se estimó la mortalidad de la niñez. Los resultados que se encontraron parecen plausibles y coherentes con la realidad de las condiciones socio-económicas del Estado de Santa Catarina para esa época.

La estimación efectuada para la mortalidad antes del segundo año de vida muestra una 2^{a} de 0,09597^{5/} para ambos sexos. Si comparamos nuestra 2^{a} del presente trabajo con la del país y de las distintas regiones del Brasil, observamos que la mortalidad está descendiendo en una tendencia que refleja el patrón presentado (ver cuadro 4) que es de una mortalidad intermedia-baja a baja.

Cuadro 4
PROBABILIDAD DE MUERTE 2^{a} PARA EL ESTADO DE SANTA CATARINA, PARA LAS REGIONES DE BRASIL Y PARA EL PAIS EN EL PERIODO DE 1955, 1960/70 Y 1974/75.

Regiones	2^{a}		
	1955 ^{1/}	1960 -70	1974 - 75 ^{1/}
Region 1 ^{b/}	0,12401	-	0,07359
Region 2 ^{c/}	0,11921	-	0,08130
Region 3 ^{d/}	0,10921	-	0,08399
Region 4 ^{e/}	0,14110	-	0,09362
Region 5 ^{f/}	0,21961	-	0,17625
Region 6 ^{g/}	-	-	0,06450
Region 7 ^{h/}	0,13431	-	0,08907
Brasil	0,17054	-	0,10908
Santa Catarina	-	0,09597	-

Fuente: ^{1/} Carmen Arretx - Estimación de la situación demografica del Brasil (Borrador) - Celade- abril de 1979.

a/ Resultado de la presente tabla de vida.

b/ Region 1: Guanabara y Rio de Janeiro.

c/ Region 2: Sao Paulo.

d/ Region 3: Paraná, Santa Catarina y Rio Grande do Sul.

e/ Region 4: Minas Gerais y Espirito Santo.

f/ Region 5: Maranhao, Piauí, Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Alagoas, Sergipe e Bahia.

g/ Region 6: Distrito Federal.

h/ Region 7: Goiás, Mato Grosso, Acre, Amazonas, Pará, Território de Rondonia, Território de Roraima y Território de Amapá.

^{5/} El valor de 2^{a} de ambos sexos de 0,09597, significa que aproximadamente 10 de cada 100 niños fallecen antes de la edad de 2 años.

II. ESTIMACION DE LA MORTALIDAD ADULTA A PARTIR DE RELACIONES DE SUPERVIVENCIA INTERCENSALES (${}_5P_x^{10}$)

a) Bases teóricas del procedimiento (supuestos).

El método para la construcción de la tabla de vida con el uso de relaciones de supervivencia intercensales^{6/} se basa en el supuesto de que si se tiene dos censos de población separados por n años, bajo condiciones señaladas en el punto ii) más adelante, las personas que en el segundo censo tienen entre $x + n$ y $x + n + 5$ años, edades exactas, son los sobrevivientes de aquellas que en el primero tenían x a $x + 5$ años. Para nuestro propósito $n = 10$ y podemos establecer la siguiente relación:

$${}_5P_x^{10} = \frac{{}_5N_{x+10}^{70}}{{}_5N_x^{60}}$$

donde:

- ${}_5P_x^{10}$ = indica la probabilidad que tienen las personas en edades exactas entre x y $x + 5$ de sobrevivir 10 años.
- ${}_5N_{x+10}^{70}$ = es la población censada en 1970 del grupo de edades entre $x + 10$ y $x + 15$ años.
- ${}_5N_x^{60}$ = es la población censada en 1960 del grupo de edades entre x y $x + 5$ años.

i) Datos básicos

- Población nativa del Estado de Santa Catarina por grupos quinquenales de edad para los años de 1960 y 1970, cualquiera fuese el estado de residencia.

ii) Supuestos básicos

- a) que la población sea cerrada, es decir no está afectada por migración;
- b) que los censos tengan la misma cobertura;
- c) que no haya mala declaración de la edad, o que los errores de mala declaración de edades o de omisiones diferenciales por edades en los censos sean iguales.

iii) Limitación del método

No proporciona información para el cálculo de la mortalidad de la niñez, y en general, los supuestos básicos no se cumplen. Los censos no son comparables en el estricto sentido que requiere el método.

^{6/} Brass, W, Seminario, op. cit., Sesión 7, pág. 105.

b) Aplicación del caso al Estado de Santa Catarina.

En el cuadro 5 se muestra la aplicación del método a los datos del Estado para el período considerado.

i) Ver cuadro 5, columna 4, relaciones de supervivencia intercensales para ambos sexos, por grupos quinquenales de edad y válidos para un período de 10 años. Los valores superiores a la unidad son debido a los errores de enumeración y de la mala declaración de la edad en los censos.

ii) En el cuadro 5, columna 5, tenemos la estimación de las relaciones de supervivencia quinquenales para un período de 5 años mediante la relación propuesta por Brass.^{7/}

$${}^5P_{x+5}^5 = \sqrt[4]{{}^5P_x^{10} \cdot {}^5P_{x+5}^{10}} = \sqrt[4]{{}^5P_x^5 \cdot {}^5P_{x+5}^5 \cdot {}^5P_{x+15}^5 \cdot {}^5P_{x+10}^5}$$

llamada más comúnmente como raíz de orden cuarta y sirve para producir un primer suavizamiento en las relaciones de supervivencia intercensal.

iii) Con las relaciones de supervivencia quinquenales del ítem anterior y del resultado obtenido en el capítulo II, se calcula la población estacionaria 5L_x de acuerdo a la siguiente relación:

$$\begin{aligned} {}^5L_{10} \cdot {}^5P_{10}^5 &= {}^5L_{15} \\ {}^5L_{15} \cdot {}^5P_{15}^5 &= {}^5L_{20} \\ \vdots & \\ {}^5L_{60} \cdot {}^5P_{60}^5 &= {}^5L_{65} \end{aligned} \quad , \text{ (ver cuadro 5, columna 6)}$$

iv) Para la estimación de la función l_x , hicimos el uso de una aproximación más bien burda, que es la siguiente:

$$\frac{1}{5} ({}^5L_x) = l_{x+2,5}, \text{ donde } x \geq 5$$

c) Resultados obtenidos.

Las relaciones de supervivencia para ambos sexos relativa al período decenal presentan diferencias significativas de niveles de mortalidad. Para algunos grupos de edad las relaciones no son muy altas, los problemas de errores de enumeración y declaración de la edad en los censos trasparecen. Con el uso de la raíz cuarta que hicimos para hallar las relaciones de supervivencia quinquenales hicimos un primer suavizamiento en estas relaciones y en el capítulo siguiente utilizaremos técnicas para ajustar estas relaciones originales, en la cual decimos que el comportamiento de la mortalidad no fue afectado mayormente.

^{7/} Brass, W., Seminario sobre op. cit., Sesión 7, Pág. 114.

Cuadro 5

ESTADO DE SANTA CATARINA. POBLACION NATIVA CENSADA EN 1960 Y 1970, AMBOS SEXOS Y RELACIONES DE SUPERVIVENCIA DECENALES Y QUINQUENALES OBSERVADA PARA EL PERIODO Y POR GRUPOS QUINQUENALES DE EDAD.

Grupos de edades	$5N_{x+10}^{70}$	$5N_x^{60}$	$5P_x^{10} \text{ d/}$	$5P_x^5 \text{ e/}$	$5L_x$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
0 - 4	457 809	380 646	1,08196	--	--
5 - 9	464 688	345 187	1,03450	1,02857	--
10 - 14	411 845	288 737	0,97437	1,00199	437 295 <u>f/</u>
15 - 19	357 096	227 201	0,91715	0,97228	438 165
20 - 24	281 336	188 646	0,94431	0,96469	426 019
25 - 29	208 378	154 714	1,00128	0,98809	410 977
30 - 34	178 140	129 546 <u>c/</u>	1,02183	1,00573	405 260
35 - 39	154 912	111 514	0,92623	0,98633	407 582
40 - 44	132 374	86 393	0,95027	0,96859	402 010
45 - 49	103 288	70 789	0,88532	0,95772	389 383
50 - 54	82 097	53 443	0,87108	0,93711	372 920
55 - 59	62 671	41 511	0,80000	0,91367	349 467
60 - 64	46 553	32 988 <u>b/</u>	0,54894 <u>b/</u>	0,81405	319 298
65 - 69	33 209	20 429 <u>b/</u>	--	--	259 924
70 Y +	43 824	26 417 <u>b/</u>	--	--	--
Ignorada <u>a/</u>	--	--	--	--	--

Fuente: Censo de Población de 1960 y 1970. Estado de Santa Catarina. Fundacion I.B.G.E.

a/ La edad ignorada no fue considerada

b/ El calculo de

$$P_{60 y +}^{60-70} = \frac{5N_{70}^{70} y +}{(5N_{60}^{60} + 5N_{65}^{60} + 5N_{70}^{60} y +)}$$

c/ En el censo de 1960 a partir de la edad 30 y más los grupos de edades eran decenales, estos fueron convertidos en quinquenales utilizando la estructura de la población residente del censo de 1960.

$$\text{d/ } 5P_x^{10} = \frac{5N_{x+10}^{70}}{5N_x^{60}}$$

$$\text{e/ } 5P_{x+5}^5 = \sqrt[4]{5P_x^{10} \cdot 5P_{x+5}^{10}}$$

f/ Valor tomado de la tabla de vida de Coale y Demeny modelo oeste, según nivel 16,91 que fue hallado por interpolación.

III. CONSTRUCCION DE LA TABLA DE VIDA

a) Ajuste de los datos observados utilizando el sistema logito. Elección de la tabla estándar. Significación de los parámetros.

Para hacer el ajuste de los l_x observados utilizando el sistema logito fue necesario antes hacer lo siguiente:

- con los valores de l_x hallados en el capítulo anterior se obtuvieron los $l_{x+2,5}$ para $x \geq 5$ y
- con los valores de $l_{x+2,5}$ hicimos el uso del promedio simple (ver cuadro 6, columna 3). Este tipo de cálculo proporciona un suavizamiento mejor en la función l_x , que aún estaban influenciados por las malas declaraciones de edad en los censos.
- en el cuadro 6, columna 4 tenemos todos los valores de l_x observado para el Estado de Santa Catarina, que fueron obtenidos así:

l_2, l_3, l_5 y l_{10} (Ver Capítulo I).

$l_{15}, l_{20}, \dots, l_{60}$ y l_{65} se obtuvieron de acuerdo al punto anterior de este ítem y de este capítulo.

i) Aplicación del sistema logito (ver cuadro 6)

- Brass encontró que dos tablas de vida, en particular las funciones l_x , de dos tablas de vida se relacionan linealmente si previamente se transforman sus valores de la forma siguiente:

$$Y(x) = \frac{1}{2} \ln \frac{1-l_x}{l_x}$$

La relación que se establece entre ambas tablas, una observada $Y(x)$ y otra que sirve de estándar $Y_S(x)$, es la siguiente:

$$Y(x) = \alpha + \beta Y_S(x)$$

donde: α y β = son los valores de los parámetros:

α = se relaciona con el nivel de la mortalidad, en relación al estándar utilizado,

β = refleja la estructura de la mortalidad, en términos de la relación que existe entre la mortalidad de la niñez y la adulta en la tabla observada (l_x) con respecto a la tabla estándar (l_x^5).

Cuadro 6

ESTADO DE SANTA CATARINA: POBLACION ESTACIONARIA; PROMEDIO SIMPLE DE FUNCION l_x ;
 TODOS LOS VALORES DE l_x ; LOGITO DE LAS l_x OBSERVADAS Y ESTANDAR
 1960 - 1970

Grupos de edad (1)	$({}_5L_x)^{a/}$ (2)	$l_{x+2,5}^{a/}$ (3)	$l_x^{b/}$ (4)	$Y(x)^{c/}$ (5)	$l_x^{d/}$ (6)	$Y_S(x)^{e/}$ (7)
2			90 442	-1,12367	91 804	-1,20800
3			89 709	-1,08265	90 989	-1,15615
5 - 9			88 832	-1,03685	90 174	-1,10835
10 - 14	437 295	87 459	87 846	-0,98896	89 319	-1,06187
15 - 19	438 165	87 633	87 546	-0,97506	88 822	-1,03634
20 - 24	426 019	85 204	86 419	-0,92527	88 047	-0,99844
25 - 29	410 977	82 195	83 700	-0,81804	86 920	-0,94695
30 - 34	405 260	81 052	81 624	-0,74554	85 454	-0,88533
35 - 39	407 582	81 516	81 284	-0,73429	83 683	-0,81741
40 - 44	402 010	80 402	80 959	-0,72367	81 537	-0,74264
45 - 49	389 383	77 877	79 140	-0,66669	78 925	-0,66021
50 - 54	372 920	74 584	76 231	-0,58269	75 650	-0,56679
55 - 59	349 467	69 893	72 239	-0,47817	71 463	-0,45899
60 - 64	319 298	63 860	66 877	-0,35131	66 069	-0,33319
65 y +	259 924	51 985	57 923	-0,15981	59 096	-0,18397

Fuente: Cuadro 5.

$$a/ \quad l_{x+2,5} = \frac{1}{5} ({}_5L_x)$$

b/ Todos los $l_x = l_2, l_3, l_5$ y l_{10} , según nivel 16,91 en Coale y Demeny modelo oeste y l_{15} adelante es $l_{15} = \frac{l_{12,5} + l_{17,5}}{2}$

c/ $Y(x)$ = logito de l_x de la población observada (población nativa de Sta. Catarina.

d/ l_x de la población estándar (México 1970)

e/ $Y(x)$ = logito de l_x de la población estándar.

Se tiene que en la tabla estándar $\alpha = 0$ y $\beta = 1$.

- Si la tabla observada tiene valores de $\beta = 1$ y $\alpha < 0$ significa que tenemos una mortalidad menor que la de la tabla de vida estándar. Si α alcanza valores entre -1,0 y -2,0 los niveles actuales de mortalidad son parecidos a los países altamente desarrollados^{8/}, teniendo en cuenta la tabla de vida estándar utilizada.

- Si la tabla observada tiene valores de $\beta = 1$ y $\alpha > 0$ significa lo contrario a lo expuesto arriba.

- Si la tabla observada tiene valores de $\beta > 1$ la mortalidad es menor en las edades jóvenes en relación a las edades avanzadas, si $\beta < 1$, se presenta el fenómeno inverso.^{9/} Siempre claro está, en relación a la tabla de vida estándar.

α y β son hallados según las siguientes ecuaciones:

$$\beta = \frac{\bar{Y}''(x) - \bar{Y}'(x)}{Y_S''(x) - Y_S'(x)} \quad \text{y} \quad \alpha = \bar{Y}''(x) - \beta Y_S''(x)$$

donde $\bar{Y}'(x)$ y $\bar{Y}'_S(x)$ = son iguales a la media de los valores de los logitos de l_2 , l_3 , l_5 , l_{10} , l_{15} y l_{20} observados y estandar, respectivamente.

$\bar{Y}''(x)$ y $\bar{Y}''_S(x)$ = son iguales a las medias de los logitos de los valores de l_{45} , l_{50} , l_{55} , l_{60} y l_{65} observados y estandar, respectivamente.

el ajuste resulto: $Y(x) = -0,06092 + 0,87788 Y_S(x)$

ii) Elección de la tabla estándar.

Se graficaron en la escala logito los valores correspondientes a la tabla de vida (l_x) en estudio, frente a los valores correspondientes a las diferentes tablas. En los gráficos se observó con cual de las tablas se alineaban mejor los valores de l_x observados.

Esta selección recayó en la tabla de vida de México 1970^{10/} ambos sexos (ver cuadro 6, columna 7) debido a que mostró un mejor alineamiento de los valores de l_x observados comparando con otras tablas, a pesar de que^{en} el gráfico observamos

8/ Chackiel, J. Origen y usos del modelo de mortalidad de Brass, Serie C N° 159, CELADE.

9/ Carrier y Hobcraft: Estimaciones demográficas para sociedades en desarrollo. Manual de Técnicas para la detección y corrección de errores en la información demográfica. CELADE Serie D N° 1026, San José, Costa Rica, 1975.

10/ Dirección General de Estadística, Evaluación y Análisis Serie III N° 2, 1975. Proyección de la mortalidad para México, 1970-2000 (sistema logito.)

un alineamiento no tan perfecto. Esta preferencia también fue debido a que los valores correspondientes a las edades infantiles no se alejó mucho de la recta correspondiente (ver gráfico 1). El ajuste fue hecho según los l_x elegidos, visto en el punto i de este capítulo. Se tuvo en cuenta este criterio para conservar en la medida de lo posible la estimación de la mortalidad de la niñez, calculadas a partir de la información censada sobre hijos tenidos nacidos vivos e hijos sobrevivientes que generalmente proporciona estimaciones más confiables en las primeras edades, debido a la robustez del método.

El gráfico 1 muestra la forma como se relacionan los logitos. Es evidente que el notorio desvío a la tendencia que se presenta para los puntos correspondientes a las edades comprendidas entre los 25 y 35 años, y la de 65 años, sólo puede atribuirse a los defectos de la información utilizada.

iii) Significación de los parámetros α y β obtenidos en nuestra aplicación.

Nuestra ecuación lineal muestra lo siguientes:

$$\alpha = -0,06092 \text{ y } \beta = 0,87788$$

Por lo tanto, tenemos un α con símbolo negativo, lo cual indica niveles de mortalidad menor que la de la tabla de vida estándar, mientras que el parámetro β indica que la mortalidad es menor en las edades jóvenes en relación a las edades avanzadas.

El papel de β en la ecuación es dar una inclinación a la recta correspondiente, su comparación es hecha entre la observada y la estándar.

Si nuestro $\alpha = 0$ y $\beta = 1$ tendríamos el mismo nivel y estructura de la mortalidad que la tabla estándar elegida.

Los resultados obtenidos mediante el sistema logito señalan un orden de magnitud de la mortalidad que es coherente al patrón presentado por la tabla estándar.

b) Presentación de la tabla de vida. Resultados obtenidos y gráfico con

las ${}_nq_x$.

i) para la construcción de la tabla abreviada de mortalidad ambos sexos, se utilizaron los logitos de la tabla estándar ($Y_G(x)$), y los valores de los parámetros α y β (Ver punto anterior). Con esto hallamos los valores de l_x ajustados (ver gráfico 1).

El resto de las funciones de la tabla fue derivada de la siguiente forma:

1. l_0 , número de sobrevivientes a la edad exacta 0 ($l_0 = 100.000$)

2. Número de muertes entre las edades x , $x+n$.

$${}_n d_x = l_x - l_{x+n}$$

3. Probabilidad de morir entre las edades exactas x , $x+n$.

$${}_nq_x = \frac{n^d_x}{l_x}$$

4. Tiempo vivido entre las edades x , $x+n$.

a) En el cálculo de L_0 se supuso factor de separación 0.3 en analogía a niveles similares de mortalidad, entonces:

$L_0 = f_0 l_0 + (1 - f_0) l_1$; $f_0 = 0,30$. y para las edades de 1 a 4 años los factores de separación fueron:

b) Para $x \geq 5$

Edad	1	2	3	4
f_x^z	0,41	0,47	0,48	0,48

$${}_5L_x = 5/2 (l_x + l_{x+5})$$

c) Para $x = 85$.

$$L_{85} y + = 109\ 848 \frac{11}{100}$$

$$e_{85}^o = \frac{T_{85}}{l_{85}} = 4,97$$

5. Tasa central de mortalidad entre las edades x , $x+n$.

$${}_n m_x = \frac{n^d_x}{n L_x}$$

6. Número de años que se espera que vivan los sobrevivientes entre las edades exactas x y W .

$$T_x = \sum_{x=x}^{x=W} n L_x$$

7. Esperanza de vida a la edad x (número promedio de años que se espera que viva una persona a partir de la edad exacta x).

$$e_x^o = \frac{T_x}{l_x}$$

Los resultados de la construcción de la tabla con todas las funciones se concentran en el cuadro 7.

11/ Programa tabla de mortalidad. Calculada a partir de $[Y_x] = \text{Alfa} + \text{Beta} [Y \text{ "Estándar"}]$ CELADE. Inédito.

Cuadro 7

BRASIL ESTADO DE SANTA CATARINA. TABLA DE MORTALIDAD INTERCENSAL 1960-1970

Tabla de mortalidad calculada a partir de $[Y_x] = \text{Alfa} + \text{Beta} \cdot [Y \text{ "Estandar"}]_a/$

Alfa = 0,06092

Beta = 0,87788

Edad	l_x	$n d_x$	q_x	m_x	$n L_x$	T_x	e_x^0
0	100 000	8 016	0,08016	0,08493	94 389	6 232 545	62,33
1	91 984	1 581	0,01736	0,01736	91 051	6 138 157	66,73
2	90 403	820	0,00907	0,00911	89 968	6 047 106	66,89
3	89 583	497	0,00554	0,00556	89 325	5 957 137	66,50
4	89 087	313	0,00351	0,00352	88 924	5 867 812	65,87
5	88 774	839	0,00946	0,00190	441 771	5 778 888	65,10
10	87 934	484	0,00550	0,00110	438 463	5 337 118	60,69
15	87 451	749	0,00856	0,00172	435 382	4 898 655	56,02
20	86 702	1 077	0,01243	0,00250	430 817	4 463 273	51,48
25	85 625	1 384	0,01616	0,00326	424 664	4 032 456	47,09
30	84 241	1 648	0,01957	0,00395	417 084	3 607 792	42,83
35	82 593	1 969	0,02384	0,00483	408 041	3 190 708	38,63
40	80 624	2 362	0,02929	0,00595	397 214	2 782 667	34,51
45	78 262	2 919	0,03730	0,00760	384 013	2 385 453	30,48
50	75 343	3 682	0,04887	0,01002	367 510	2 001 440	26,56
55	71 661	4 691	0,06546	0,01354	346 578	1 633 930	22,80
60	66 970	6 029	0,09002	0,01885	319 778	1 287 352	19,22
65	60 941	7 782	0,12769	0,02728	285 252	967 573	15,88
70	53 159	9 442	0,17761	0,03898	242 193	682 321	12,84
75	43 718	10 578	0,24195	0,05505	192 145	440 128	10,07
80	33 140	11 027	0,33273	0,07983	138 135	247 983	7,48
85	22 114	22 114	1,00000	0,20131	109 848	109 848	4,97

Fuente: a/ Un programa de computación. CELADE, Santiago, 1981. Inédito.

Debido a la preponderancia de tasas de mortalidad descendente en muchas de las regiones de Brasil, tanto en las menos como las más desarrolladas, entre ellas la región sur, a la cual el estado de Santa Catarina pertenece, en los últimos años debe tenerse en cuenta que el valor de la tabla de mortalidad estimada mediante estos procedimientos, representa la mortalidad media en los cuatro o cinco años precedentes.

ii) Resultados obtenidos

La esperanza de vida al nacimiento fue de 62,33 años, lo que puede considerarse como aceptable y coherente si se compara con el obtenido para el país y para las regiones de Brasil en los años 1955 y 1974/75 y para el Estado de Santa Catarina período 1940/1950. (ver cuadro 8).

En el plazo de 20 años la población del Estado obtuvo una ganancia en la esperanza de vida al nacimiento de 12,93 años, o sea, para cada año calendario la esperanza de vida creció 0,65 años.

En el cuadro 9, se muestra que la esperanza de vida del Estado de Santa Catarina del presente trabajo, es más alta que la media mundial, más alta que la de América Latina, más alta que las regiones subdesarrolladas, más alta que de Brasil y llegando próxima a la región sur del Brasil y a las regiones desarrolladas.

iii) Gráfico con las ${}_nq_x$.

Se observa en el gráfico 2 la regularidad de las ${}_nq_x$ graficadas y comparadas con las ${}_nq_x$ de la estándar (México 1970), notándose que las ${}_nq_x$ de la estándar se aproximan bastante en las primeras edades y se distancian en las últimas, o sea, en las últimas edades se ve una mayor separación de la mortalidad si comparamos con la estándar,

Cuadro 8

ESPERANZA DE VIDA AL NACER PARA AMBOS SEXOS PARA LAS REGIONES DEL BRASIL, PARA EL ESTADO DE SANTA CATARINA Y PARA EL PAIS

Periodo 1940/50, 1955 y 1975/75

Región	1940/50	1955 e ₀ ^o	1974/75 e ₀ ^o
BRASIL		50,38 ^{a/}	60,51 ^{a/}
Región 1 ^{b/}		56,67	67,02
Región 2 ^{c/}		57,40	65,46
Región 3 ^{d/}		59,14	64,94
Región 4 ^{e/}		54,21	63,16
Región 5 ^{f/}		44,83	51,09
Región 6 ^{g/}		---	68,98
Región 7 ^{h/}		55,16	63,98
Sta. Catarina	49,40 ^{i/}		62,33 ^{j/}

Fuente: Estimación de la Situación Demográfica del Brasil. Borrador Arretx, C., abril 1979.

^{a/} Según ^m_{n x} observadas.

^{b/} Estado de Guanabara y Río de Janeiro.

^{c/} Estado de Sao Paulo

^{d/} Estado de Paraná; Santa Catarina y Río Grande do Sul

^{e/} Estado de Minas Gerais y Espírito Santo

^{f/} Estado de Maranhao, Piauí, Ceará, Río Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Alogoas, Sergipe, Bahía.

^{g/} Distrito Federal (Brasilia)

^{h/} Estado de Goiás, Matto Grosso, Acre, Amazonas, Pará; Territorios de Rondonia, Roraima y Amapá.

^{i/} Ernani Thimoteo de Barros. Estudios demográficos, Nº 213. Mortalidad da população natural de Santa Catarina, 1940-1950. I.B.G.E. C.N.E.

^{j/} Según 1960-1970 del presente trabajo.

Cuadro 9

ESPERANZA DE VIDA AL NACER AMBOS SEXOS, DEL PAIS Y REGIONES DEL MUNDO

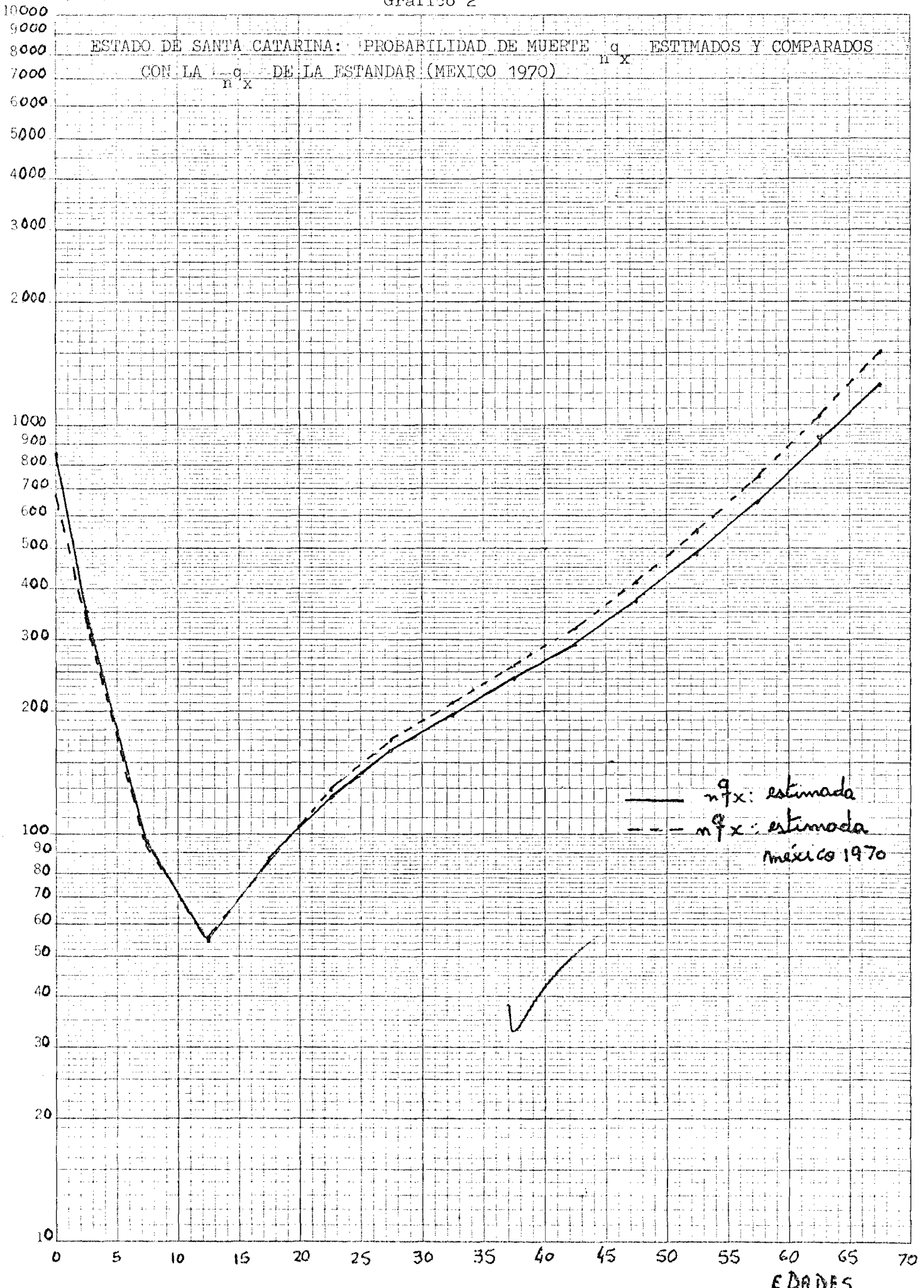
Países y regiones	Esperanza de vida al nacer (e ₀ ^o en años)
Ambos sexos	
Mundo (1965-70) ^{a/}	53.1
Regiones desarrolladas (1960-70) ^{a/}	70.4
Regiones subdesarrolladas (1965-70) ^{a/}	49.5
América Latina (1965-70) ^{a/}	59.5
Brasil (1965) ^{b/}	55.79
Región Sur (1974-75) ^{b/}	64.94
Santa Catarina (1960-70) ^{c/}	62.33

^{a/} Naciones Unidas: Perspectivas de la Población Mundial evaluadas en 1968. E.D. Nº 53, Nueva York, 1974 (variante media).

^{b/} Según México como estándar.

^{c/} Según el presente trabajo.

nq_x (‰)



46 5492

KE SEMI-LOGARITHMIC • 3 CYCLES X 70 DIVISIONS
KEUFFEL & ESSER CO. MADE IN U.S.A.

IV. CONCLUSIONES

a) Plausibilidad de los resultados

La mortalidad decrece sistemáticamente en el tiempo, siendo los incrementos en la esperanza de vida al nacer por año calendario graduales y coherentes con los observados en el estado en este período con períodos anteriores.

Los resultados presentados en este trabajo reafirman la robustez de dichos métodos.

La mortalidad en el Estado de Santa Catarina tiene niveles que pueden considerarse como de transición entre intermedio alto e intermedio bajo (ver cuadro 9) y podemos considerar como de transición entre intermedio bajo y bajo (ver cuadro 8).

b) Limitaciones

Sería conveniente profundizar más en las explicaciones, pues, las causas específicas asociadas a los niveles y diferencias de mortalidad, la no comparabilidad entre sexos y condiciones socio-económicas fue limitada en este estudio.

BIBLIOGRAFIA

- Arretx, Carmen, Estimación de la situación demográfica del Brasil. Borrador, CELADE, abril 1979.
- Boletín Demográfico C.B.E.D, Río de Janeiro, vol. 6 Nº 1, julio-septbre. 1975, pp. 1-38 pp. 18-38.
- Brasil, Fundacao IBGE, Depto. ,de Censos, Censo Demográfico, Recensamento Geral (VIII), 1970, Serie Nacional, Volumen I.
- Brasil, Fundacao IBGE, Depto. de Censo, Censo Demográfico, Recenseamento Geral (VII), 1960, Serie Nacional, Volumen I.
- Brass, W., Método para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados, CELADE, Serie E, Nº 14, 1974.
- Brass, W., Seminario sobre métodos para medir variables demográficas (fecundidad y mortalidad), San José, C. Rica, 16-24 de septiembre de 1971. Serie DS Nº 9.
- Coale, Ansley. Niveles y tendencias de la mortalidad y fecundidad de los países en vías de desarrollo. Comité de Población y Demografía de la Academia de Ciencias de los Estados Unidos. CELADE. INFORME DE CHILE.
- Chackiel, J. y Ortega, A., Tablas de mortalidad de Guatemala, Honduras y Nicaragua a partir de información de los censos de 1970-. San José, C. Rica, julio de 1977 (fotocopia).
- Guzmán, M. José, República Dominicana. Estimación de la mortalidad a partir de la encuesta nacional de fecundidad, 1975. San José, C. Rica, diciembre 1976.
- Hill, Kenneth y Trussell James, Nuevos adelantos en la estimación indirecta de la mortalidad. Serie D., CELADE. Santiago de Chile, 1977.
- Rosero Bixby, Luiz. El Salvador: Tabla de mortalidad intercensal por sexo 1961-1971. Aplicación del sistema modelo de Brass, CELADE, San José, C. Rica, Diciembre 1974.
- Ortega, Antonio. Tablas de mortalidad, Apuntes de clases (primer borrador). San José, C. Rica., marzo 1980.
- Ernani, Thimoteo de Barros. A mort da populacao natural de Santa Catarina 1940-50". ED. 213.
- Varela, Díaz. Honduras, tablas de mortalidad intercensal 1961-1971; 1961-1974, para mujeres construída por el Sistema logito - CELADE. San José, C. Rica, diciembre 1975.